



Prof. Dr. Göran Kauermann
+49 (0)89 2180-6253
goeran.kauermann@lmu.de
Institut für Statistik
Ludwigstr. 33
80539 München

Prof. Dr. Helmut Küchenhoff
+49 (0)89 2180-2789
kuechenhoff@stat.uni-muenchen.de
Institut für Statistik
Akademiestr. 1/IV
80799 München

Dr. Ursula Berger
+49 (0)89 440077486
ursula.berger@lmu.de
IBE
Marchioninistr. 15
81377 München

CODAG Bericht Nr. 14
30.04.2021

1. **Analyse der aktuellen pandemischen Situation**

   Felix Günther, Daniel Schlichting, Wolfgang Hartl[1], Helmut Küchenhoff

2. **Schulschließungen oder Schulöffnung mit Testpflicht? Epidemiologisch-statistische Aspekte sprechen für Schulöffnungen mit verpflichtenden Tests**

   Ursula Berger, Cornelius Fritz, Göran Kauermann

3. **Ein statistischer Blick auf die Belegung der Intensivstationen während der dritten Welle**

   Martje Rave, Göran Kauermann

[1] Klinik für Allgemeine, Viszeral-, und Transplantationschirurgie, Campus Großhadern,KUM

1. Analyse der aktuellen pandemischen Situation

Felix Günther, Daniel Schlichting, Wolfgang Hartl, Helmut Küchenhoff

Im Folgende analysieren wir die aktuelle pandemische Situation in den deutschen Bundesländern. Basis ist der Zeitverlauf der Anzahl der neu auf Intensivstationen (Intensive Care Unit - ICU) aufgenommenen COVID-19 Patient*innen. Die Deutsche Interdisziplinäre Vereinigung für Notfall- und Intensivmedizin (DIVI[2]) stellt täglich Daten zur Belegung von Betten mit COVID-19 Patient*innen auf Intensivstationen zur Verfügung. Diese Daten werden vollständig und zeitnah gemeldet. Die tägliche Anzahl der ICU-Neuaufnahmen werden von der DIVI nur auf Bundesebene veröffentlicht. Um die entsprechenden Zahlen auf der Ebene der Bundesländer abzuschätzen, verwenden wir ein statistisches Modell. Das Vorgehen ist dabei analog zum vorherigen CODAG Bericht Nr. 13. Basierend auf den bundesweit vorhandenen Informationen adjustieren wir für potentielle Veränderungen in der mittleren Liegedauer der Patient*innen, eine Dokumentation der Methodik ist online verfügbar[3].

Nach Schätzung der (erwarteten) Anzahl an täglichen Neuaufnahmen in den einzelnen Bundesländern analysieren wir die resultierenden Zeitverläufe mittels Bruchpunktmodellen, wodurch auch eine vergleichende Interpretation möglich ist. Durch diese Modelle wird der Verlauf der Kurven datengesteuert in unterschiedliche Phasen gleichen Wachstums bzw. Rückgangs eingeteilt. Zu den Details der Methodik siehe Küchenhoff et al. (2021). Da viele Patient*innen aus Brandenburg in Berliner Kliniken behandelt werden, werden die Daten aus Berlin und Brandenburg zusammengefasst. Ähnliches gilt für die Kliniken in den Bundesländern Hamburg und Bremen. Daher fassen wir auch die Daten aus Hamburg und Schleswig-Holstein und die Daten aus Bremen und Niedersachsen jeweils zusammen. Die Daten und Ergebnisse der Schätzung der täglichen Neuaufnahmen stellen wir in regelmäßig auch in aktualisierter Form auf einer Website[4] bereit.

Abbildung 1.1 zeigt die Bundesland-spezifische Schätzung der Entwicklung der täglichen Intensivstations-Neuaufnahmen, sowie zugehörige Schätzungen von Bruchpunkten. Die Ergebnisse der aktuellen Analyse zeigen unterschiedliche Entwicklungen der täglichen Neuaufnahmen in den einzelnen Bundesländern (siehe auch Tabelle 1.1). In 7 der 13 betrachteten Bundesländer bzw. Regionen ist derzeit ein weiter anhaltender Anstieg der täglichen Neuaufnahmen zu erkennen (Baden-Württemberg, Hessen, Mecklenburg-Vorpommern, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Saarland, Sachsen). In einigen Bundesländern hat sich dieser Anstieg ab dem letzten Bruchpunkt jedoch verlangsamt.

In Bayern, Berlin & Brandenburg, Bremen & Niedersachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen ist aktuell nach einem Anstieg der täglichen Neuaufnahmen eine stabile Situation mit recht konstanten Neuaufnahmezahlen zu beobachten. In Hamburg & Schleswig-Holstein ist ein Rückgang der täglichen Neuaufnahmen zu erkennen. Thüringen ist weiterhin das Land mit der im Bezug zur Bevölkerungsgröße höchsten Anzahl an belegten Intensivbetten (9.8 pro

2 www.divi.de

3 https://github.com/FelixGuenther/backcalc_icu

4 https://corona.stat.uni-muenchen.de/icu/

100.000 Einwohner), weist allerdings - nach starkem Anstieg - seit ungefähr dem 20.03. tendenziell konstante Neuaufnahmezahlen auf. Sachsen und das Saarland folgen in Bezug auf die Zahl der belegten Betten und weisen dabei weiterhin steigende Neuaufnahmezahlen auf (das gilt auch für Sachsen wenn auch mit inzwischen niedrigerer Dynamik). Hier erscheint es besonders dringlich die weitere Entwicklung genau zu beobachten.

Abbildung 1.1.: Geschätzter Verlauf der täglichen Neuaufnahmen in Intensivstationen in den deutschen Bundesländern. Dargestellt sind jeweils die Zahlen pro 100 000 Einwohner. Die blauen Linien markieren jeweils die geschätzten Punkte der Trendveränderung mit den zugehörigen Konfidenzintervallen. Datenstand 27.04.2021.

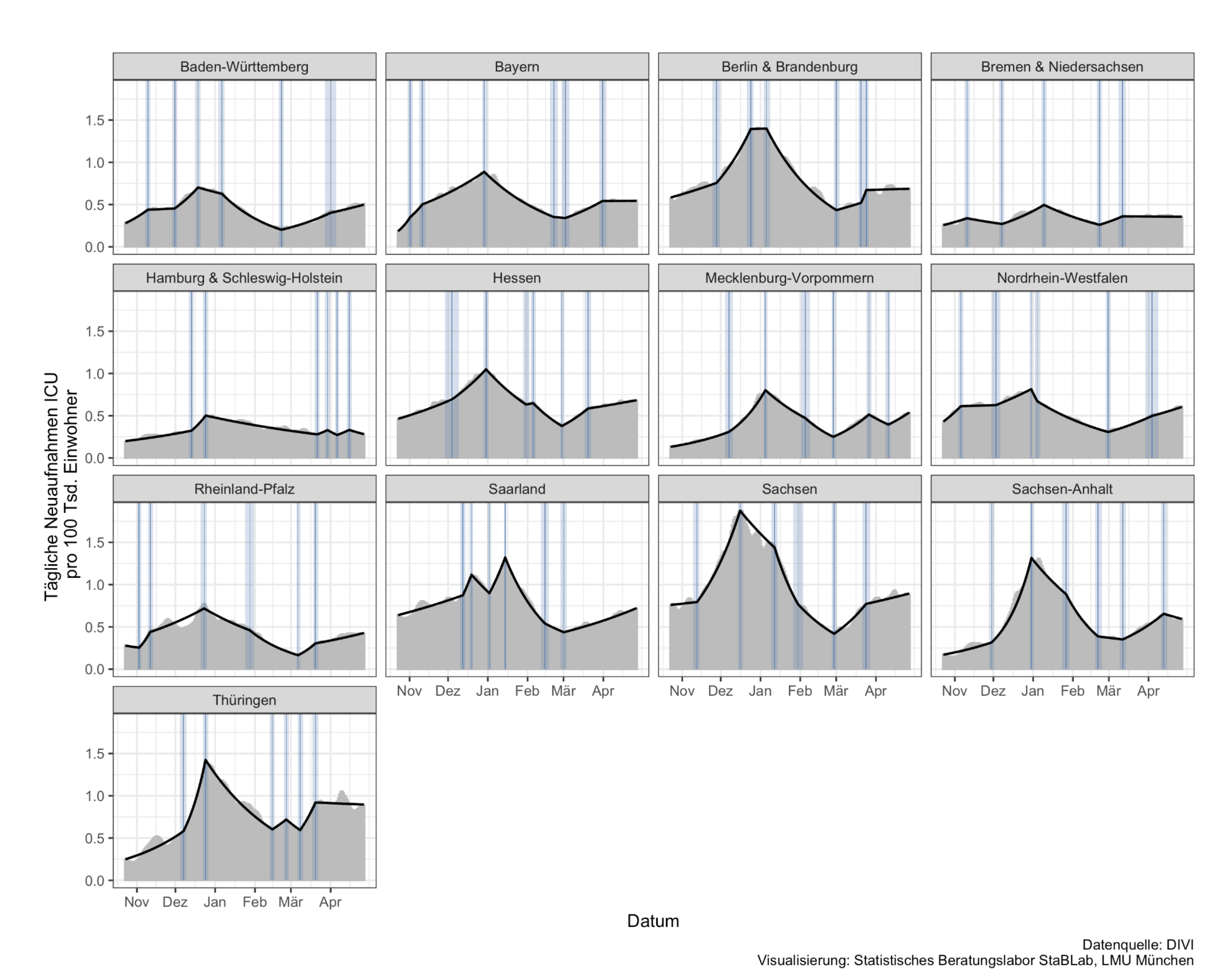


Tabelle 1.1 Vergleich der Indikatoren für das Infektionsgeschehen in den verschiedenen Bundesländern. Angegeben ist das Datum der letzten Trendänderung bei den ICU Neuaufnahmen entsprechend dem Bruchpunktmodell, der aktuelle tägliche Steigungsfaktor (geschätzt aus Bruchpunktmodell), die belegten Intensivbetten pro 100.000 Einwohner und die prozentuale Veränderung im Vergleich zur Vorwoche. Schließlich wird die geschätzte Anzahl an täglichen Neuaufnahmen pro 100.000 (Stand 27.04.2021)[5] und deren prozentuale Veränderung im Vergleich zur Vorwoche angegeben.

Bundesland	Datum der letzten Änderung ICU-Aufnahmen	aktueller tägl. Steigungsfaktor ICU-Aufnahmen mit Konfidenzintervall	Belegte Betten pro 100.000	Änderung der belegten Betten in %	Geschätzte Anzahl tägl. Neuaufnahmen pro 100.000	Änderung der tägl. Neuaufnahmen in %
Thüringen	20.03.	0.999 [0.994, 1.005]	9.8	-2.4	0.89	-0.8
Sachsen	24.03.	1.004 [1.001, 1.008]	9.6	2.5	0.88	-2.2
Saarland	01.03.	1.009 [1.007, 1.011]	7.7	7.9	0.72	4.1
Berlin & Brandenburg	24.03.	1.001 [0.997, 1.005]	7.6	1.0	0.69	-1.3
Hessen	20.03.	1.004 [1.002, 1.007]	7.4	5.2	0.68	1.2
Sachsen-Anhalt	13.04.	0.993 [0.983, 1.003]	6.6	0.2	0.60	-4.7
Nordrhein-Westfalen	04.04.	1.008 [1.005, 1.012]	6.4	10.1	0.61	10.7
Bayern	31.03.	1.000 [0.997, 1.004]	6.0	2.1	0.55	3.0
Mecklenburg-Vorpommern	11.04.	1.019 [1.012, 1.026]	5.5	24.1	0.54	19.0
Baden-Württemberg	01.04.	1.008 [1.003, 1.013]	5.4	11.6	0.51	3.4
Rheinland-Pfalz	20.03.	1.009 [1.005, 1.014]	4.4	5.5	0.42	-0.3
Bremen & Niedersachsen	12.03.	1.000 [0.997, 1.003]	4.0	0.2	0.36	-5.3
Hamburg & Schleswig-Holstein	15.04.	0.986 [0.977, 0.995]	3.2	0.0	0.28	-9.7

Insgesamt zeigen die Daten im Vergleich zum vorherigen Bericht in einigen Bundesländern eine Stabilisierung des Infektionsgeschehens seit Ende März/Anfang April (hier dargestellt anhand der vergleichsweise verlässlichen Daten zum Bedarf an Intensivmedizinischer Behandlung).

Ähnliches lässt sich aktuell auch aus einer geeigneten Analyse der Meldezahlen (Inzidenzen bzw. R-Wert) erkennen. So schätzen wir für den derzeit aktuellst möglichen Zeitpunkt des 15.04. eine deutschlandweite effektive Reproduktionszahl von 1.00 (95%-CI: 0.992-1.02)

[5] aktuelle Zahlen unter https://corona.stat.uni-muenchen.de/icu/

und in Bayern von 0.91 (95%-CI: 0.88-0.94). Diese Zahlen beziehen sich auf die Zahl der zwischenzeitlich beobachteten/imputierten neu Erkrankten pro Tag, und beschreiben die Zahl der von einer Person im Mittel neu infizierten Personen (bezogen auf einen Krankheitsbeginn am 15.04., “*case reproduction number*”). Diese Ergebnisse deuten ebenfalls auf ein - im Vergleich zu den Vorwochen - reduziertes Infektionsgeschehen hin.

Insbesondere die Beurteilung der konkreten Zeitpunkte von Veränderungen im Infektionsgeschehen ist anhand der gemeldeten Fallzahlen allerdings aufgrund der Meldeartefakte während der Osterferien und parallelen Änderungen im Testgeschehen schwer möglich. Die Daten zur ICU Belegung und der Anzahl an Neuaufnahmen sind dazu deutlich besser geeignet und weniger anfällig für Verzerrungen.

Die Ursachen für die Stabilisierung des Infektionsgeschehens insgesamt und für die Unterschiede zwischen den einzelnen Bundesländern sind mutmaßlich vielfältig. Mögliche Variablen sind Bundesland-spezifische Maßnahmen zur Begrenzung der Pandemie, aber auch eine zunehmende Impfquote in Risikogruppen. Das Vierte Gesetz zum Schutz der Bevölkerung bei einer epidemischen Lage von nationaler Tragweite vom 22.04.2021[6] kann aufgrund des Datums des Inkrafttretens (und der zeitlichen Verzögerung zwischen Infektion, Diagnose und Intensivpflichtigkeit) nicht direkt ursächlich sein.

[6] https://www.bgbl.de/fileadmin/user_upload/bgbl121s0802_buergerversion.pdf

2. Schulschließungen oder Schulöffnung mit Testpflicht? Epidemiologisch -statistische Aspekte sprechen für Schulöffnungen mit verpflichtenden Tests

Ursula Berger, Cornelius Fritz, Göran Kauermann

Die negativen Wirkungen von Schulschließungen sind hinlänglich bekannt. Weiter sind die Gefahren für Kinder durch eine COVID-19 Infektion sehr gering, wie z.B. die aktuelle Stellungnahme der deutschen Gesellschaft für Pädiatrische Infektiologie darlegt[7]. Somit ist der zentrale Aspekt bei der Entscheidung für oder gegen Schließungen von Schulen und Kitas, deren Einfluss auf die Ausbreitung der Pandemie. Dieser Punkt gewinnt vor allem in Bezug auf die zum 12. April 2021 eingeführte Testpflicht an Schulen eine neue Bedeutung. Der folgenden Abschnitt widmet sich diesem Thema.

Das aktuelle Epidemiologische Bulletin des RKI (17/2021[8] - Erscheinungsdatum 29.4.21) befasst sich mit dem Thema, welchen Nutzen Antigentest im Bereich der Pandemiebekämpfung haben. Der Bericht kommt zu dem Schluss: "*Bei geeigneter Sensitivität und ausreichend hoher Spezifität kann also davon ausgegangen werden, dass Antigen-Schnelltests zur Erkennung sonst nicht erkannter infizierter Fälle beitragen*". Wichtig hierbei ist eine hohe Testfrequenz und Testbereitschaft. An bayerischen Schulen herrscht für den Präsenzunterricht derzeit Testpflicht mit einer Testfrequenz von zwei Tests pro Woche, was den Empfehlungen des RKI entspricht. Mit regelmäßigen und umfassenden Testungen von ganzen Bevölkerungsgruppen lässt sich die Dunkelziffer reduzieren, weil dadurch insbesondere symptomfrei Infizierte entdeckt werden und Infektionsketten frühzeitig unterbrochen werden können. Dabei muss jeder positive Schnelltest durch einen PCR bestätigt oder widerlegt (falsch-positiv) werden. Unklar ist jedoch, um welchen Faktor die Dunkelziffer in der entsprechenden Bevölkerungsgruppe durch solche Screening-Maßnahmen, wie sie nun bei Präsenzunterricht in Schulen durchgeführt werden, reduziert werden kann. Auch ist noch unklar wie sich diese Maßnahme auf die Zahl der Meldeinzidenzen auswirkt. Die nachfolgenden Untersuchungen widmen sich diesen Fragen.

Der Fokus unserer Analysen liegt auf dem Infektionsgeschehen in Kalenderwoche 15. Wir betrachten die 7-Tage-Meldeinzidenzen am Freitag den 16.4.2021, welche gemeldete Neuinfektionen vom 10.-16.4. einschließen. Schulen in Kreisen mit einer 7-Tage-Meldeinzidenz<100 in der Vorwoche konnten in Kalenderwoche 15 Präsenzunterricht mit verpflichtenden Schnelltest durchführen, in allen anderen Kreisen fand Distanzunterricht ohne Reihentestung statt. **Die Datenlage für Kalenderwoche 15 kann als natürliches Experiment betrachtet werden, da alle Schulkinder während der Osterferien in den zwei vorhergehenden Wochen nicht in die Schule gegangen sind.** Nimmt man eine Latenzzeit von 3-4 Tagen (Inkubationszeit von 5 Tagen)[9] an, so sind Neuinfektionen bei Schulkindern, die bis Freitag in KW 15 gemeldet wurden, nicht (oder zumindest nur in vernachlässigbarem Umfang) auf Ansteckungen im Präsenzunterricht bzw. in den Schulen zurückzuführen, sondern wurden vorher während der Osterferien übertragen. Das bedeutet, **Neuinfektionen, die in KW 15 bei Schulkindern durch PCR-Tests nachgewiesen wurden, haben mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit in einem Infektionsumfeld**

---

[7]https://dgpi.de/stellungnahme-dgpi-dgkh-hospitalisierung-und-sterblichkeit-von-covid-19-bei-kindern-in-deutschland-18-04-2021/
[8] https://www.rki.de/DE/Content/Infekt/EpidBull/Archiv/2021/Ausgaben/17_21.pdf
[9] https://link.springer.com/article/10.1007/s00108-020-00834-9

außerhalb der Schule stattgefunden. Vergleicht man damit die Entwicklung der Neuinfektionen in Kreisen, in denen Präsenzunterricht mit Testpflicht stattfinden konnte, mit einer Kontrollgruppe aus Kreisen mit Distanzunterricht aber ohne Reihentestung, kann man statistisch nachweisbare Unterschiede auf das unterschiedliche Testgeschehen zurückführen.

Wir analysieren altersspezifische Inzidenzen auf Kreisebene in Bayern, berechnet aus den von den lokalen Gesundheitsbehörden gemeldeten und durch PCR-Test bestätigten Infektionen. Wir bestimmen dabei die 7-Tage-Inzidenzen pro 100.000 Einwohner am Freitag der jeweiligen Kalenderwoche, im folgenden Meldeinzidenzen genannt. Die Daten werden vom Landesamt für Gesundheit und Lebensmittelsicherheit (LGL) zur Verfügung gestellt. Wir bestimmen die prozentuale Veränderung der Freitags-Meldeinzidenz zur Vorwoche und analysieren, inwieweit sich dieser Wert zwischen den Kalenderwochen 14 und 15 unterscheidet. Bezeichnet man mit I_t die Meldeinzidenz in Woche t, so berechnen wir mit $(I_t / I_{t-1})/(I_{t-1} / I_{t-2})$ den Quotienten der Veränderungen in Woche t und t-1. Der entsprechende Wert lässt sich interpretieren als die Veränderung der Dynamik der Meldeinzidenzen. Beispielsweise bedeutet ein Wert von 2, dass in der aktuellen Woche doppelt so viele Infektionen gemeldet wurden, wie aufgrund der bisherigen Infektionsdynamik zu erwarten gewesen wären. Ein Wert von 0.5 bedeutet wiederum, dass nur halb so viele Infektionen gemeldet wurden wie nach der Dynamik der letzten Woche zu erwarten waren. Die berechnete Größe kann also als Maßzahl verstanden werden, welche die Änderungen in der Dynamik der Meldeinzidenzen wiedergibt. Bei einer gleichbleibenden Entwicklung, d.h. einem unverändertem R-Wert in Woche 14 und 15, wäre der Wert gleich 1.

Für unsere Analyse teilen wir die 96 Kreise Bayerns in zwei Gruppen: Die erste Gruppe fasst alle 24 Kreise zusammen, für die das RKI am Freitag 9. April 2021 eine 7-Tage-Meldeinzidenz unter 100 ausgewiesen hat. In diesen 24 Kreisen konnte in KW 15 Präsenzunterricht im Wechsel mit halbierter Klassengröße stattfinden. Dabei war es Pflicht, die Schüler*innen mindestens zweimal pro Woche zu testen, d.h hier wurden erstmals Reihentests für Schüler durchgeführt. Für alle anderen Kreise hat die 7-Tage-Meldeinzidenz am 9. April den Schwellenwert von 100 Neuinfektionen pro 100.000 Einwohner überschritten, womit der Unterricht in Distanz ohne Reihentestung stattfinden musste. Aus dieser 2. Gruppe bilden wir eine Kontrollgruppe aus den 36 Kreisen deren Inzidenz zwischen 100 und 200 lag. Kreise mit Inzidenzen über 200 schließen wir aus den Analysen aus.

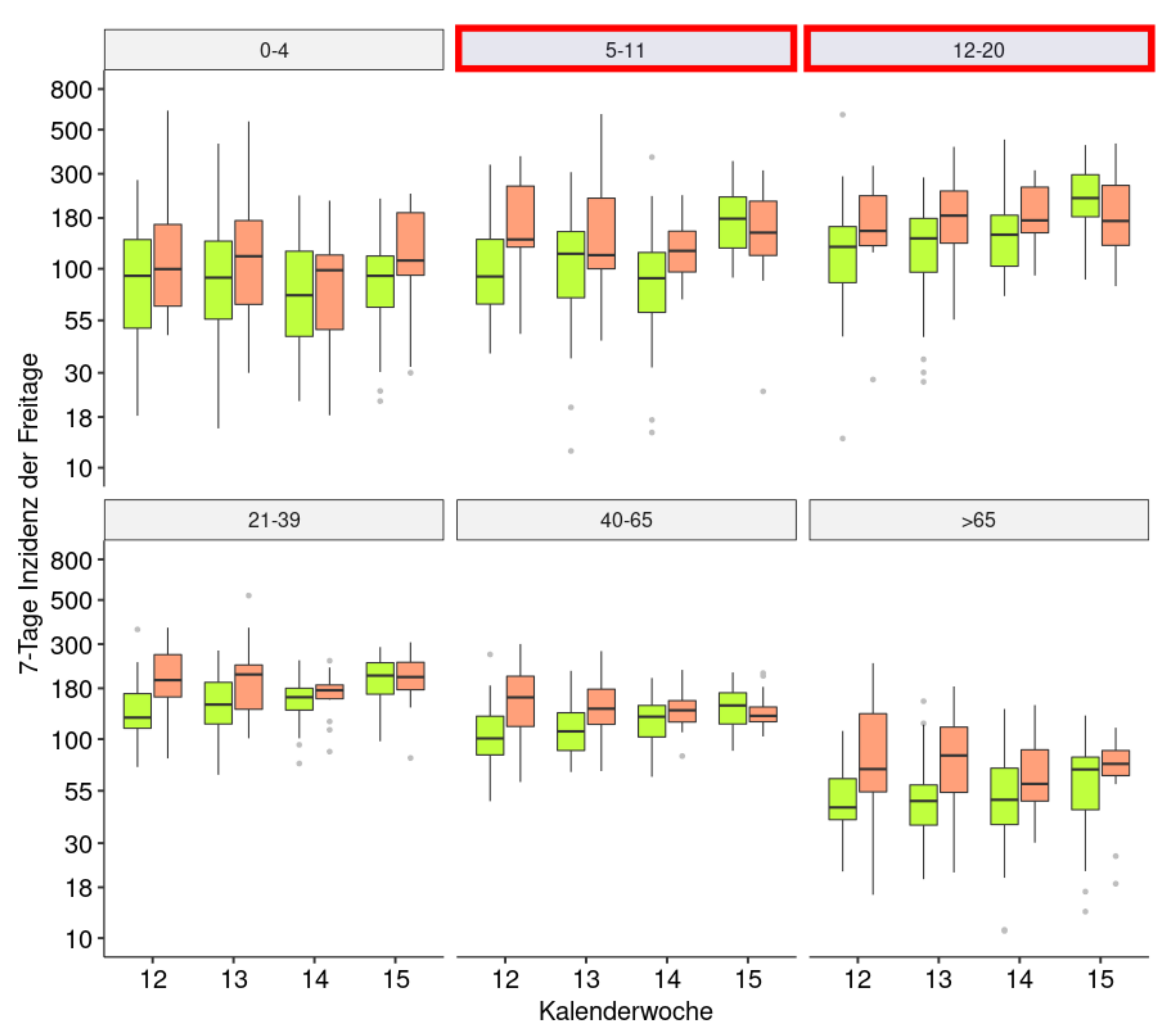


Abbildung 2.1. Meldeinzidenzen in den Kalenderwochen 12 bis 15 in den entsprechenden Altersgruppen, unterteilt in Kreise mit Präsenzunterricht und Testpflicht in KW 15 und Kreise mit Distanzunterricht und ohne Testpflicht in KW 15.

Abbildung 2.1. zeigt die Meldeinzidenzen in den einzelnen Altersgruppen in den Wochen KW 12 bis KW 15. In den Altersgruppen der Schüler*innen (5-11 und 12-20 Jahre) ist in den Kreisen mit Reihentestungen für den Präsenzunterricht (grüne Boxen) ein deutlicher Anstieg in KW 15 zu erkennen, der in den Vergleichskreisen ohne Reihentestung (rote Boxen) nicht zu sehen ist. Aus diesen Werten der Meldeinzidenzen berechnen wir die relative Änderungen der prozentualen Entwicklung, wie oben beschrieben. Diese sind in Abbildung 2.2. gezeigt. In den Altersgruppen der Schüler*innen (in den Abbildung 2.1. und 2.2. anhand roter Rechtecke indiziert) bestätigt sich für KW 15 in den Kreisen mit Reihentestung für den Präsenzunterricht eine deutliche Steigerung der Infektionsdynamik im Vergleich zur Vorwoche: Die grüne Box liegt in KW 15 deutlich über der 1. Das bedeutet, die Zahlen der gemeldeten, PCR-Test bestätigten Infektionen steigen bei Reihentestung wesentlich steiler an als erwartet.

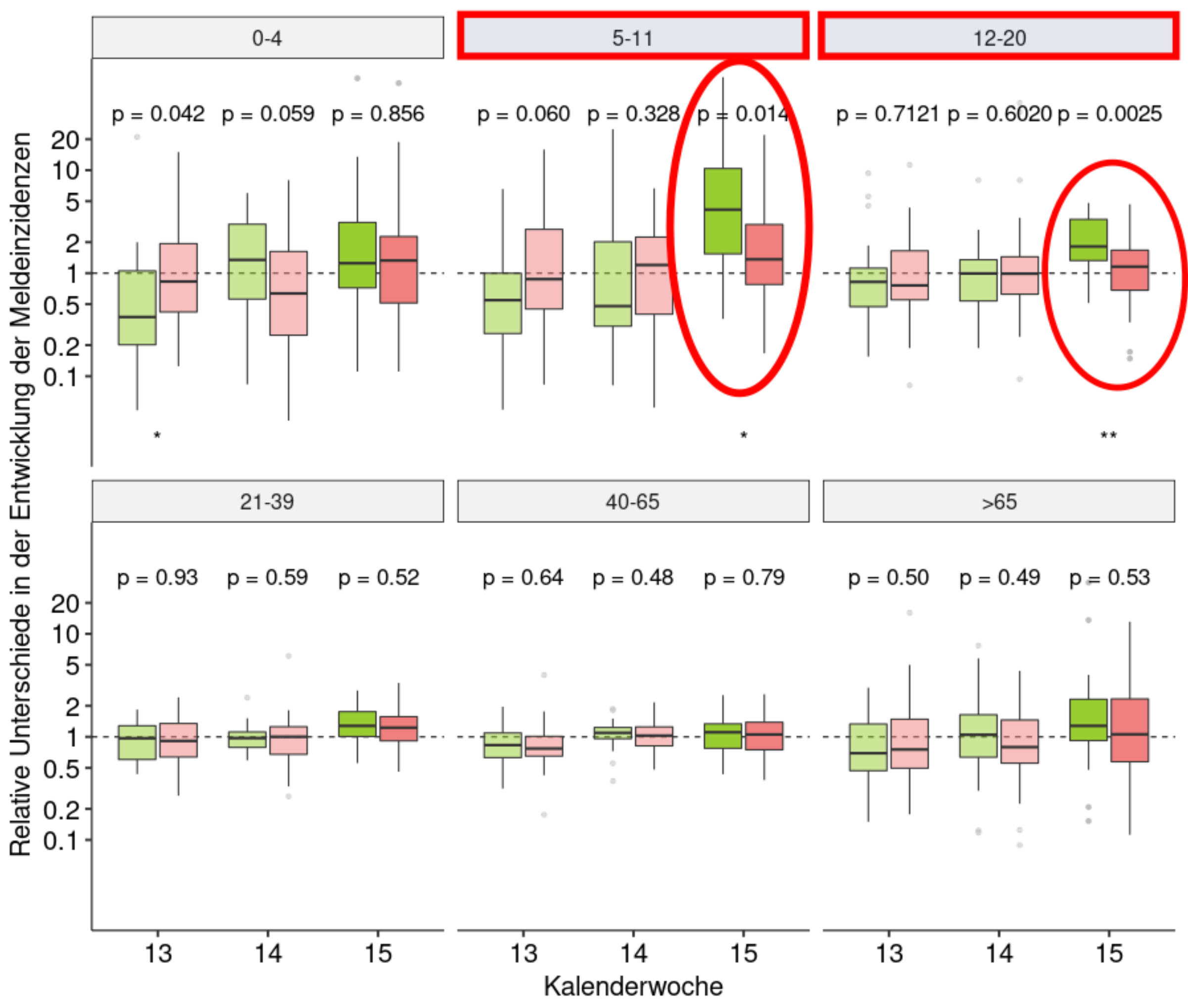


Abbildung 2.2. Relative Unterschiede in der Veränderung der Meldeinzidenz im Vergleich zur Vorwoche in den entsprechenden Altersgruppen, unterteilt in Kreise mit Präsenzunterricht und Testpflicht in KW 15 und Kreise mit Distanzunterricht und ohne Reihentestung in KW 15 (auf der Log-Skala)

Der Zuwachs lässt sich quantifizieren. Bei den 5 - 11 Jährigen ist der Zuwachs ca. viermal so hoch, bei den 12 - 20 Jährigen etwa doppelt so hoch wie erwartet. Das heißt, wir erkennen unter den Schüler*innen bei Testpflicht zwischen zwei bis viermal mehr Infektionen, als wir es bei gleichbleibender Infektionsdynamik erwartet hätten. Bei den Kreisen mit Distanzunterricht und ohne Reihentestung ist ein solcher Anstieg nicht zu beobachten, d.h die Dynamik in den Meldeinzidenzen ist hier unverändert. Der Unterschied zwischen den beiden Gruppen ist signifikant. Wie oben erwähnt ist dieser Unterschied, bedingt durch das natürliche Experiment, den Reihentests an den Schulen zuzuschreiben, die bei Schulschließungen wegfallen. **Die Ergebnisse zeigen, dass durch die Reihentests an Schulen die Dunkelziffer um den Faktor 2 bzw. 4 reduziert werden konnte, also**

zwei bis viermal so viele Infektionen erkannt werden konnten, als ohne diese Tests. Dabei handelt es sich bei den zusätzlich erkannten Infektionen überwiegend um symptomlose Infektionen, denn symptomatisch infizierte Kinder nehmen weitestgehend nicht am Unterricht teil. Daraus lässt sich ableiten, dass Schulöffnung für den Präsenzunterricht mit Testpflicht (unter Einhaltung notwendiger Hygienemaßnahmen und ggf. im Wechsel) helfen kann, symptomlose Infektionen aufzudecken um Infektionsketten zu unterbrechen und so einen Beitrag zur Pandemiebewältigung leisten kann.

Neben diesem Vorteil muss allerdings auch das Risiko eines Präsenzunterrichts betrachtet werden. Die nachfolgenden Überlegungen versuchen, das Risiko durch einfache Berechnungen grob zu überschlagen. Das genaue Risiko, das von unerkannten Infektion ausgeht, lässt sich bei Präsenzunterricht wie bei Distanzunterricht nur schwer exakt quantifizieren.

In der Praxis wird den Selbsttests keine hohe Sensitivität zugeschrieben, wenngleich die Sensitivität unter Laborbedingungen meist deutlich über 90% angegeben wird[10]. Eine aktuelle Veröffentlichung gibt beispielsweise u.a. Studienergebnisse mit einer Sensitivität von Selbsttest von lediglich 50% an[10], d.h. nur bei jedem zweiten Infizierten würde die Infektion mit einem Selbsttest entdeckt. Diese geringe Testsicherheit kann jedoch durch mehrfaches Testen pro Woche erhöht werden. Bei zwei Tests pro Woche mit jeweiliger Sensitivität von 50% ergibt sich bei Annahme der Unabhängigkeit der beiden Tests für die gesamte Woche eine Sensitivität von 75% (= 1 – 0.5 ·0.5). In diesem Fall würden drei von vier infizierten Schülern*innen im Rahmen der verpflichtenden Tests entdeckt werden. Eine*r von vier infizierten Schüler*innen bliebe allerdings unerkannt und könnte die Infektion weiter tragen. **Bei einer Test-Sensitivität von 50% und angenommener Unabhängigkeit der zwei Tests pro Woche gilt also: Solange diese unentdeckten (üblicherweise symptomlosen) Infektionen keine Ausbrüche mit mehr als drei Ansteckungen nach sich ziehen, ist der epidemiologische Nutzen von offenen Schule mit verpflichtenden Testkonzept zur Pandemiebekämpfung größer, als das epidemiologische Risiko, das von falsch-negativ getesteten Schülern ausgeht.** Wir nennen diese Größe den schulspezifischen R-Wert. (Zum Ausbruchs- und Infektionsgeschehen in Schulen siehe CODAG-Bericht Nr.12)

Die berechneten Zahlen gehen von der Unabhängigkeit der Tests aus, was kritisch hinterfragt werden muss. Ebenso basiert die Berechnung auf der angenommenen Sensitivität von 50%. Bei höherer Sensitivität und/oder fehlender Unabhängigkeit der Test ergibt sich ein anderes Risiko. In Abbildung 2.3. skizzieren wir in Abhängigkeit von der Sensitivität eines Selbsttests den schulspezifischen R-Wert, ab dem der Nutzen des Präsenzunterrichts das Risiko ausgleicht. Der rote obere Bereich gibt schulspezifische R-Werte an, bei denen das Risiko größer ist als der Nutzen. Der grüne untere Bereich zeigt R-Werte bei denen der Nutzen überwiegt. Je nach Abhängigkeit der zwei Tests liegt der Schwellenwert für den schulspezifischen R-Wert im mittleren hellgrünen Bereich. Je weniger zwei durchgeführte Selbsttests an ein Person voneinander abhängen, umso höher der Schwellenwert für den schulspezifischen R-Wert.

[10] siehe https://www.aerzteblatt.de/archiv/218232/SARS-CoV-2-Der-Coronatest-in-Eigenregie

Unsere Überlegungen zeigen, dass das unmittelbare Risiko der Ansteckung an Schulen (inklusive Schulweg) trotz verpflichtender Tests (Stichwort: falsch-negativ Getestete) durch den positiven Effekt der zusätzlichen Entdeckung von Infektionen kompensiert werden kann. **Durch die Testpflicht an Schulen kann die Dunkelziffer unter den Schülern um einen Faktor von 4 bzw. 2 reduziert werden - die Meldeinzidenzen steigen demzufolge an. Bei Schulschließungen und Wegfall der Reihentests steigt die Dunkelziffer entsprechend wieder an.** Daher sollten bei Durchführung solcher Screening-Maßnahmen die Schwellenwerte neu bewertet werden. Insbesondere ist zu beachten, dass bei einem Wechsel zwischen Schulöffnung und Schulschließung (etwa bei der Unter – bzw. Überschreitung des aktuellen Schwellenwertes von 100 gemeldeten Infektionen pro 100.000 Einwohnern in Bayern) ein Jojo-Effekt in den Meldeinzidenzen zu erwarten ist, der weniger das Infektionsgeschehen als vielmehr die hier beschriebenen Effekte der Testpflicht auf die Dunkelziffer widerspiegelt.

Unsere Analysen betrachten epidemiologisch-statistische Aspekte von Schulöffnungen mit der zum 12. April 2021 eingeführten Testpflicht gegenüber Schulschließungen bei hohen Inzidenzzahlen. Kritik an der Testpflicht in Schulen, wie etwa in der Stellungnahme aus der Medizin[11], fokussiert andere Aspekte, die insbesondere bei geringem Infektionsgeschehen auch aus statistisch-epidemiologischer Sicht erneut diskutiert werden müssen (etwa der geringe Positive-Vorhersagewert bei geringen Infektionszahlen und der Umgang mit falsch-positiven Testergebnissen dieser Screeningmaßnahmen). Zu beachten ist auch, dass weitere Aspekte, wie z.B. eine möglicherweise durch Schulschließungen verursachte, verringerte Mobilität in der Gesamtbevölkerung, in unseren Betrachtungen nicht berücksichtigt ist.

[11] https://dgpi.de/teststrategien-zur-covid-diagnostik-in-schulen-stand-28-02-2021/
und
https://dgpi.de/kommentar-dgpi-dgkh-schnelltests-schulen/

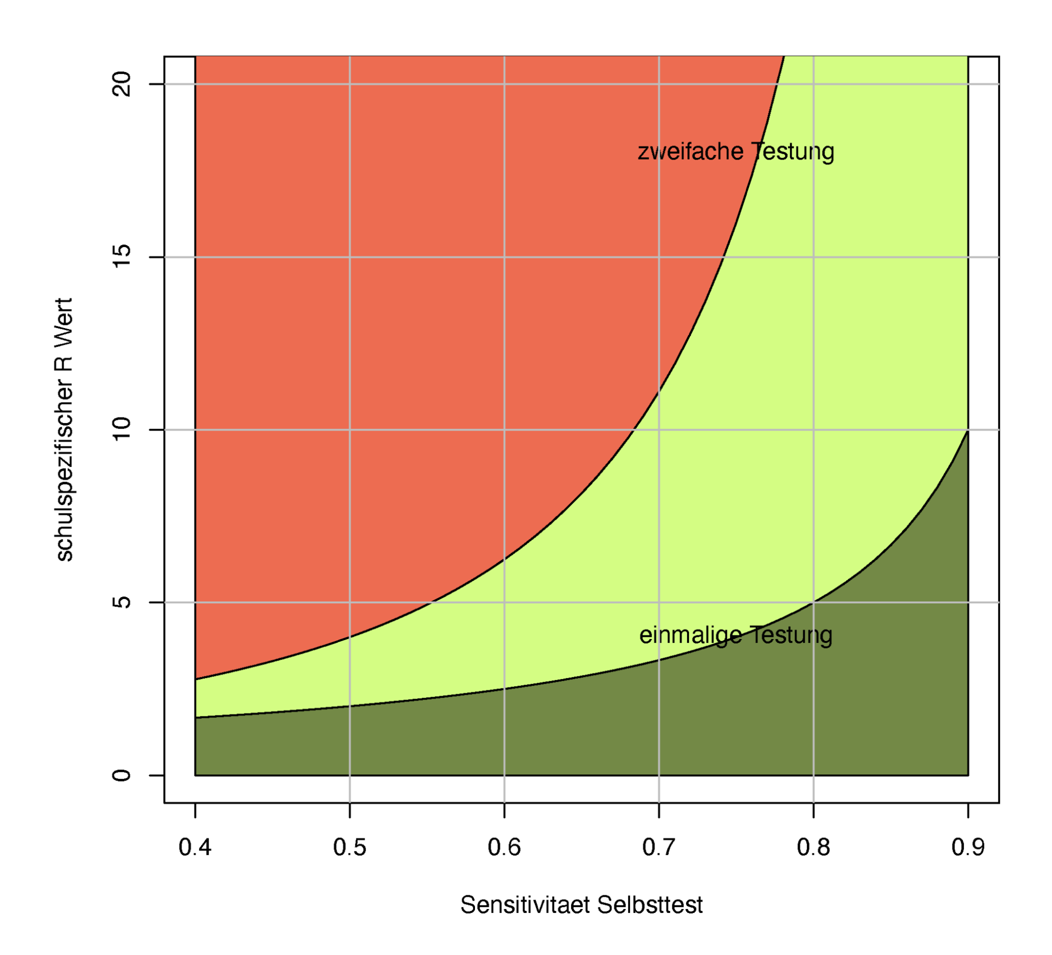


Abbildung 2.3. Schulspezifischer R-Wert bei zweifacher Testung. Der schulspezifische R-Wert ist definiert als die Zahl der Personen, die ein*e infizierter*e Schüler*in im Durchschnitt im Rahmen der Schulbesuche ansteckt. Die untere Trennlinie zeigt die Schwellenwerte der schulspezifischen R-Werte bei einfacher Testung, die obere Trennlinie gibt die Werte bei zweifacher Testung und Annahme von Unabhängigkeit an. Der mittlere hell-grüne Bereich gibt den Wertebereich an, wenn die Unabhängigkeitsannahme nicht vollständig erfüllt ist. Je weniger zwei Testungen an einer Person voneinander abhängig sind, umso höher liegt der Schwellenwert des schulspezifische R-Werts. Der rote Bereich gibt R-Werte an, bei denen das Risiko von Infektionen größer ist als der Nutzen durch verpflichtenden Tests.

3. Ein statistischer Blick auf die Belegung der Intensivstationen während der dritten Welle

Martje Rave, Göran Kauermann

Die Deutsche Interdisziplinäre Vereinigung für Intensiv- und Notfallmedizin (DIVI/ www.divi.de) stellt täglich auf Kreisebene die Anzahl der Intensivbetten in Deutschland zur Verfügung, wobei zwischen den Kategorien der Belegung von "COVID-19", "Nicht-COVID-19" und "frei" unterschieden wird[12]. Im Codag Bericht Nummer 9 haben wir die Belegung der Intensivstationen während der zweiten Welle betrachtet. Wir wiederholen diese Analyse hier für die dritte Welle. Anders als in den Analysen des Abschnitts 1 in diesem Bericht betrachten wir hier nicht Neuaufnahmen, sondern die Belegung der ICUs, bzw. genauer die Verteilung in die drei Kategorien der Bettennutzung. In Abbildung 3.1 zeigen wir die aggregierte wöchentliche Belegungssituation von Februar 2021 bis heute in den einzelnen Bundesländern. Die untere blaue Fläche zeigt den relativen Anteil der "Nicht-COVID-19" Belegung, die mittlere gelbe Fläche sind "COVID-19" Belegungen und die obere graue Fläche zeigt den Anteil der freien Betten. Zu Beginn der dritten Welle gegen Anfang Februar waren nur in Sachsen über 25% der belegbaren Betten als "frei" angegeben, in den meisten Bundesländern waren es zum Teil deutlich weniger. **Insgesamt ist keine große Dynamik sichtbar, aber der Anteil der COVID-19 Patient*innen ist seit ca. Mitte März ansteigend. Auffallend sind Sachsen und Thüringen, in beiden Bundesländern zeigen sich deutlich anwachsende Anteile an COVID-19 Belegungen.** Während in Sachsen die Anzahl der freien Betten seit Mitte März rückläufig ist in Thüringen der Anteil der der sonstigen Belegung rückläufig.

Wir modellieren die DIVI Daten nun auf Kreisebene, was auch als kurzfristiges Prognosemodell genutzt werden kann. Wir ziehen als Einflussgrößen die Anzahl der in dem entsprechenden Kreis die Inzidenzen in den Altersgruppen "15-34 Jahre", "35-59 Jahre", "60-79 Jahre" und "80+ Jahre", jeweils in der Vorwoche heran. Als Modell wurde ein multinomiales Regressionsmodell benutzt[13], um festzustellen, welche Infektionszahlen in welcher Altersgruppe mit der Bettenverteilung am stärksten assoziiert sind. Als Einflussgrößen benutzen wir die altersgruppenspezifische Inzidenzen der Vorwoche als auch die Verteilung der Belegung in der Vorwoche. In Abbildung 3.2. sind für sechs ausgewählte der 401 betrachteten Kreise sowohl die Belegungsstruktur der Intensivbetten als auch die vorhergesagte Bettenverteilung gezeigt. Man erkennt, dass die Dynamik in der zweiten Welle regional sehr unterschiedlich war. In Bautzen und im Erzgebirgskreis (obere Reihe) sehen wir Mitte März eine starke Zunahme der COVID-19 Bettenbelegung, wobei schon zu Beginn der dritten Welle 15-20% der Betten mit COVID-19 Patient*innen belegt waren. Im Allgäu (mittlerer Reihe) sieht man ebenfalls eine starke Zunahme gegen Mitte März, wobei zu Beginn der dritten Welle nur ein geringer Anteil der Betten mit COVID-19 Patient*innen belegt war. In den Städten München (unten links) und Köln (unten rechts) sieht man aufgrund der Größe der Kliniken weniger kurzfristige Dynamik. Aber auch hier erkennt man, dass der Anteil der COVID-19 Belegung steigend ist etwa seit Anfang März.

---

[12] Angegeben sind "COVID-19" und "belegt". Die "Nicht-COVID-19" ergeben sich dabei aus "belegt" abzüglich der "COVID-19" Belegung.

[13] siehe https://www.springer.com/de/book/9780387951874

Abbildung 3.1. Relative Belegung der Intensivbetten im Verlauf der Zeit für die einzelnen Bundesländer. Der untere blaue Bereich zeigt den Anteil der Betten, welche durch “Nicht-COVID-19” Patientinnen und Patienten belegt waren. Der mittlere gelbe Bereich gibt den Anteil der “COVID-19” Belegung an. Der ober graue Bereich zeigt den Anteil die freien Betten. Die horizontale Linie zeigt die 75% Belegung-Linie an.

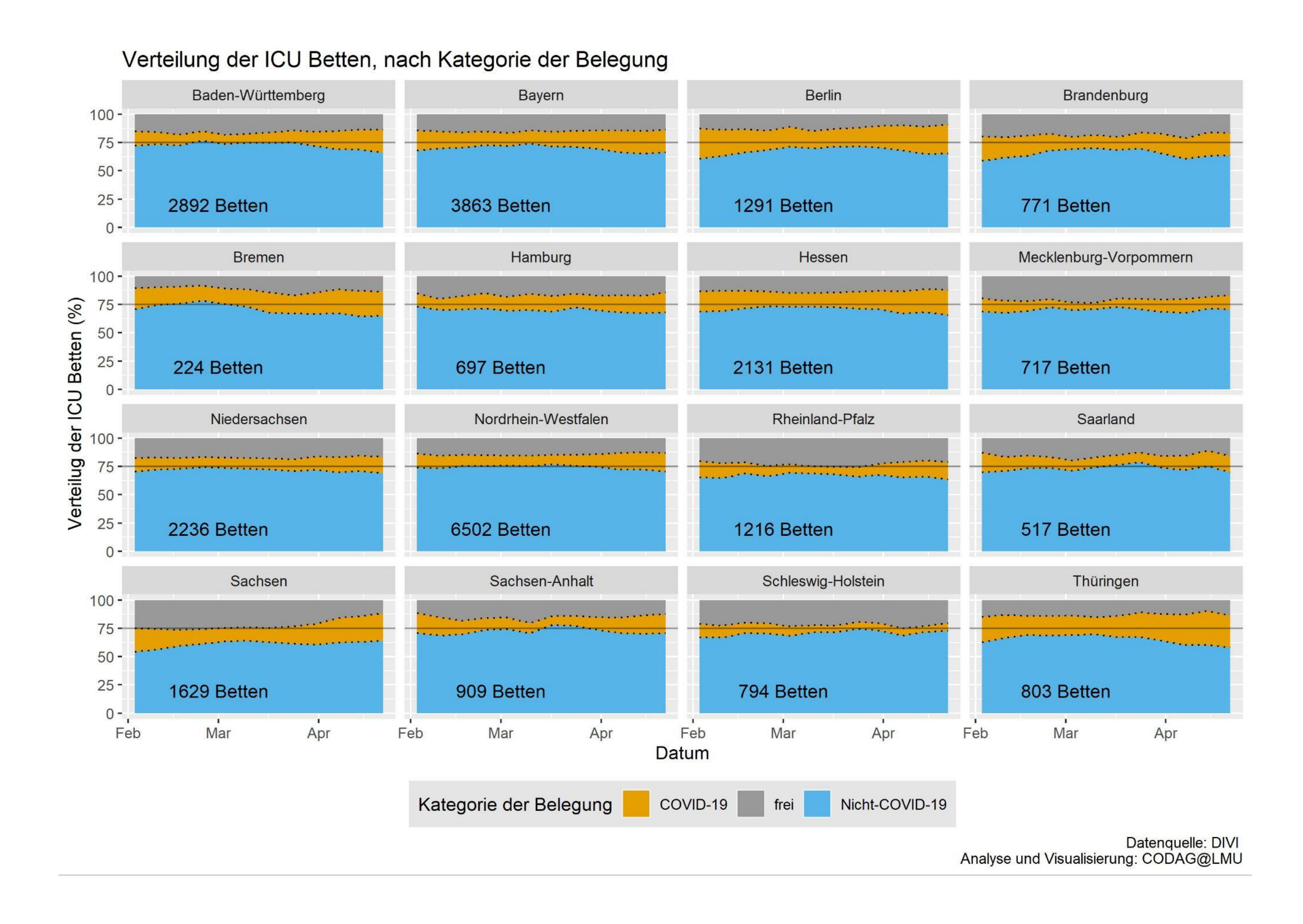
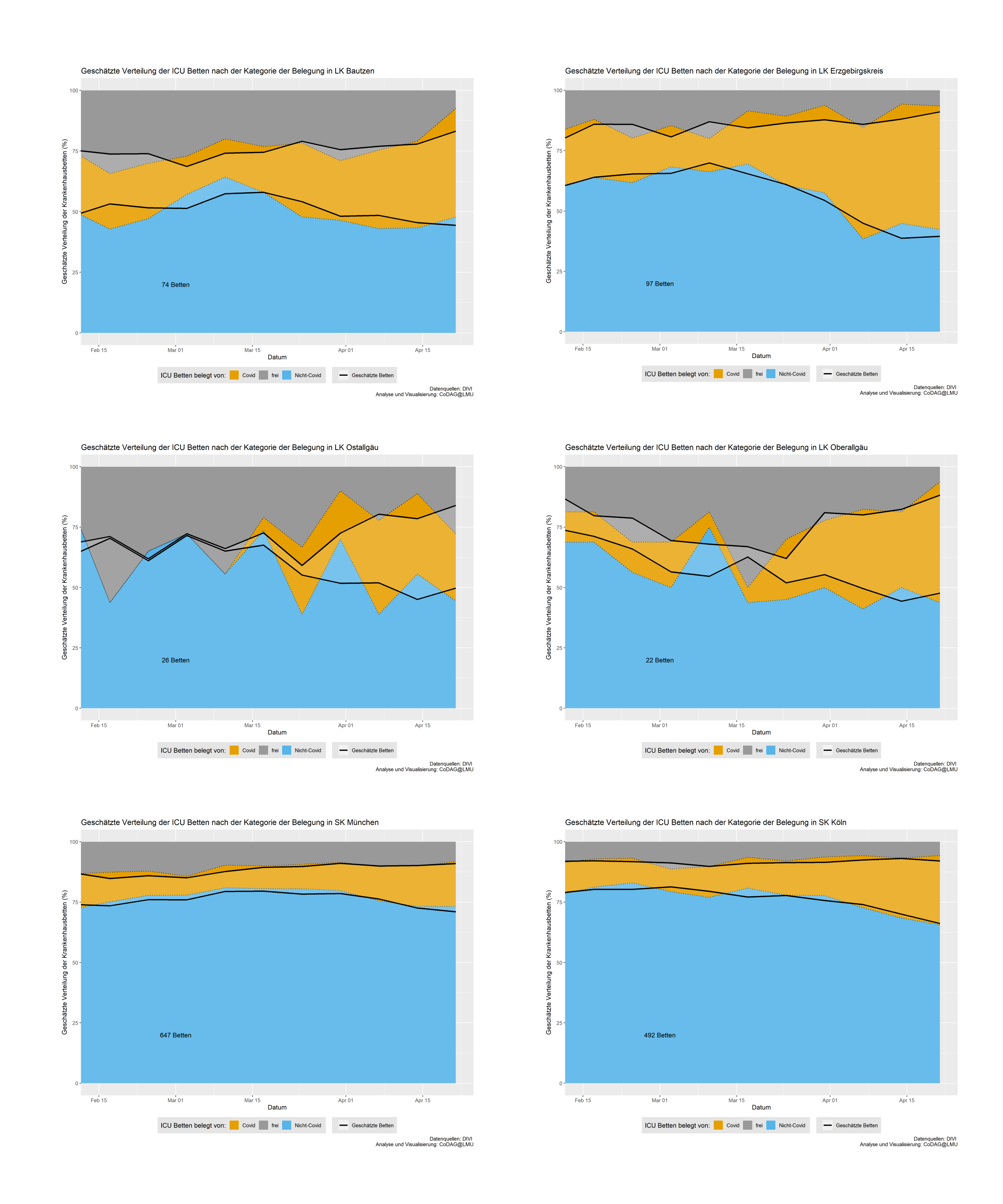


Abbildung 3.2. Relative Belegung der Intensivbetten im Verlauf über die Zeit für Bautzen (oben links) Erzgebirgskreis (oben rechts), Ostallgäu (Mitte links) und Oberallgäu (Mitte rechts), München (unten links) und Köln (unten rechts). Der untere blaue Bereich zeigt den Anteil belegter Betten durch “nicht-COVID-19” Patientinnen und Patienten. Der mittlere gelbe Bereich gibt die “COVID-19” Belegung an. Der obere, graue Bereich zeigt den Anteil freier Betten. Die durchgezogenen Linien geben die vom Modell vorhergesagte Belegungstruktur wieder.



Literatur

Günther, F., Bender, A., Katz, K., Küchenhoff, H., & Höhle, M. *Nowcasting the COVID-19 pandemic in Bavaria*. Biometrical Journal. 2020, https://doi.org/10.1002/bimj.202000112

Günther, F. *Code to estimate the daily numbers of new ICU admissions from the number of occupied beds.* 2021, https://github.com/FelixGuenther/backcalc_icu

Küchenhoff, H., Günther, F., Höhle, M. und Bender, A. *Analysis of the early COVID-19 epidemic curve in Germany by regression models with change points.* Epidemiology and Infection, 2021 Vol 149, e68. *DOI: https://doi.org/10.1017/S0950268821000558*

Schneble,M., De Nicola G., Kauermann,G. und Berger, U. 2021. Spotlight on the dark figure: Exhibiting dynamics in the case detection ratio of COVID-19 infections in Germany. https://www.medrxiv.org/content/10.1101/2020.12.23.20248763v2

Schneble, M., De Nicola, G., Kauermann, G., & Berger, U. *Nowcasting fatal COVID-19 infections on a regional level in Germany.* Biometrical Journal. 2020. https://doi.org/10.1002/bimj.202000143